



Munich Personal RePEc Archive

Academic Outcome, what predicts(and what does not): the case of Economics alumni from University of Brasilia

LIMA, Luis C. F.

University of Brasilia

December 2011

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/36131/>

MPRA Paper No. 36131, posted 23 Jan 2012 16:26 UTC

RENDIMENTO ACADÊMICO, O QUE PREDIZ (E O QUE NÃO PREDIZ): O CASO DOS ALUNOS DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS DA UNB

Luís Cristóvão Ferreira Lima¹

Orientador: Moisés Resende Filho

Resumo

A análise se baseou em 240 questionários respondidos por alunos de graduação em Ciências Econômicas da Universidade de Brasília. A partir deles, buscou-se fazer uma descrição completa das características desses estudantes e, num segundo momento, estimar modelos econométricos para identificar as causas do desempenho acadêmico, medido a partir do Índice de Rendimento Acadêmico (IRA) da UnB. Os modelos mostraram que a quantidade de estudo e a frequência às aulas são fundamentais. Além disso, não foi encontrada relação entre a participação na vida social do campus e o IRA. Como em pesquisas anteriores, as mulheres apresentaram rendimento superior aos homens. Cotistas, porém, obtiveram desempenho inferior à média dos outros alunos. Ao fim, quando estimada uma regressão logística para determinar a probabilidade de reprovação, o tempo de estudo foi pouco significativo, enquanto que o número de faltas e de matérias cursadas foram as variáveis mais importantes.

Palavras-Chave: Rendimento Acadêmico; UnB; Ensino Superior; Econometria; MQO; Máxima Verossimilhança.

Classificação: JEL C21, C25, I21, I23

¹ Agradeço as orientações do professor Moisés Resende Filho e da tutora do Programa de Educação Tutorial do curso de Ciências Econômicas da UnB. E-mail para contato: tovaodf@hotmail.com.

Abstract

The analysis was based in 240 questionnaires answered by college students of economics at University of Brasília. Using them, it was tried to make a whole description of the characteristics of these alumni and, in a second moment, to estimate econometric models to identify the causes of academic outcome, measured by the Grade Point Average (GPA) of UnB. The models showed that the amount of study and the frequency in classes are fundamental. Although, it did not find relationship between the participation in the campus social life and GPA. As in previous surveys, women presented better grades than men. Quota students, however, had lower GPAs than others. Finally, when a logistic regression was estimated to determine the probability of a fail, the time spent studying had little significance, as long as, the number of absences and subjects were the most important variables.

Key-Words: Academic Outcome; UnB; Higher Education; Econometrics; OLS; MLE.

1. Introdução

Estudos empíricos acerca dos estudantes brasileiros são escassos. Pouco se sabe das características socioeconômicas e acadêmicas dos universitários brasileiros. Na UnB, isso é um pouco diferente, graças a pesquisas como Francis e Tannuri-Pianto (2010) e Velloso (2006). Esses trabalhos são motivados pela singular política da UnB ao adotar cotas raciais para ingresso no vestibular, o que exige estudos para a verificação de sua eficácia.

A pesquisa aqui apresentada utilizou dados inéditos provenientes de 240 questionários aplicados entre alunos de Ciências Econômicas da Universidade de Brasília (UnB). O presente trabalho tem dois objetivos. O primeiro é descrever as características gerais desses estudantes, tanto socioeconômicas quanto acadêmicas. Num segundo momento, são apresentados modelos econométricos com o Índice de Rendimento Acadêmico (IRA) como variável dependente. Ao final, ainda há uma regressão logística para a determinação da probabilidade de reprovação do aluno. Com esses modelos, é possível mensurar o efeito de vários hábitos dos estudantes em seu rendimento, bem como diferenças entre grupos (selecionados por sexo, modo de ingresso na universidade, entre outros).

Em geral, mesmo em países desenvolvidos, pesquisas que tentam encontrar os determinantes do desempenho acadêmico dos estudantes são insuficientes, visto que o tema ainda levanta muitas questões (Stinebrickner e Stinebrickner, 2008). Há uma forte corrente que defende a importância do esforço para se alcançar boas notas. Atualmente, existe certo consenso acerca da importância da

quantidade e qualidade do estudo (além da frequência às aulas) na determinação do rendimento. Depois do polêmico artigo de Shuman et al. (1985) que apresenta várias pesquisas na Universidade de Michigan que não conseguiram encontrar evidências de que horas de estudo eram importantes para o desempenho, os trabalhos mais recentes têm convergido para resultados diferentes desse, ou seja, ressaltando a importância do estudo nas notas.

A pesquisa aqui divulgada, além de investigar se o esforço é importante para o rendimento, também busca analisar os efeitos da vida social dentro do campus no rendimento acadêmico dos alunos. Esse tipo de abordagem é escasso na literatura (Brint e Cantwell, 2008; Durand e Rau, 2000) e tem resultados divergentes. Na amostra, o esforço (estudo e assiduidade) foi bastante significativo na determinação do IRA, enquanto que a vida social no campus, como frequência ao Centro Acadêmico e à festas, não afeta o rendimento dos alunos (as estimativas não foram estatisticamente diferentes de zero).

Os resultados encontrados devem ser interpretados muito mais como um estudo de caso acerca dos estudantes de economia da UnB do que propriamente um teste empírico da teoria do esforço na educação (Shuman et al., 1985; Durand e Rau, 2000; Michaels e Miethe, 1989). O intuito também não é estimar uma "função de produção" para a educação (Stinebrickner e Stinebrickner, 2008), apesar dos modelos. Esse artigo se assemelha muito mais aos trabalhos de Brint e Cantwell (2008) e Stinebrickner e Stinebrickner (2004), interessados em investigar os determinantes do rendimento entre estudantes de um lugar específico, no caso a Universidade da Califórnia e o Berea College, respectivamente.

Na seção 2, há uma explicação acerca da base de dados utilizada, como ela foi coletada e a organização do questionário aplicado. A seção 3 faz uso de estatística descritiva para analisar aspectos gerais dos estudantes. Os modelos a serem estimados são apresentados na seção 4. Os resultados desses modelos estão na seção 5, bem como sua análise. Depois, na seção 6, há um modelo alternativo para estimar a probabilidade de reprovação do indivíduo utilizando regressão logística. Por fim, a seção 7 é de conclusão e breve discussão.

2. Base de Dados Utilizada

A base de dados foi obtida a partir de questionários aplicados em disciplinas obrigatórias representativas entre o segundo e sétimo semestres do curso de Ciências Econômicas da Universidade de Brasília². Além disso, alguns

² As turmas foram: Economia Quantitativa 1 e Evolução das Ideias Econômicas e Sociais do 2º semestre, Microeconomia 1 do 3º, Macroeconomia 1 e Economia Política do 4º, Macroeconomia 2 e Teoria do Desenvolvimento Econômico do 5º, Economia do Setor Público do 6º, Técnicas de Pesquisa em Economia e Política Econômica Brasileira do 7º. Agradeço aos professores dessas disciplinas, que, gentilmente forneceram seu tempo de aula para a execução dessa pesquisa. Também agradeço a todos os alunos que responderam, muitos deles mostrando grande interesse nos resultados.

questionários foram aplicados no Centro Acadêmico. Os alunos eram orientados a preencher todo o questionário com atenção e seriedade. Os questionários foram aplicados no final de agosto e início de setembro de 2011 e as perguntas se referiam ao semestre letivo anterior (primeiro de 2011). No Apêndice 1, é possível ver o questionário aplicado.

Depois de percorrer as turmas, foram obtidos 240 questionários válidos. Esse número corresponde a 53% do total de matriculados no curso de Ciência Econômicas (454, segundo a Secretaria de Administração Acadêmica (SAA) da UnB). Se desconsiderarmos os que não estão cursando nenhuma matéria entre o 2º e 7º semestres (como os ingressantes e concluintes), o número de possíveis entrevistados cai para 370. Assim, a amostra corresponde a 65% da população.

Na obtenção dos dados, deve-se ressaltar que o questionário foi desenvolvido para evitar qualquer identificação do respondente. Como o condutor da pesquisa conhecia muitos dos alunos, as perguntas tiveram que ser adaptadas para evitar constrangimentos e omissões (Lavrakas, 2008). Perguntas sobre a cidade de nascimento e moradia da pessoa, além de seu semestre de ingresso na UnB tiveram de ser excluídas. Mas, outras questões foram incluídas no intuito de amenizar esse problema, como idade e tempo de transporte até o campus.

Na primeira parte do questionário foi perguntado dados socioeconômicos dos alunos, como sexo, idade, educação da mãe e pai, renda familiar, tipo de escola no ensino médio e modo de ingresso na UnB. Essas questões são relevantes para traçar o perfil do aluno do curso e verificar as diferenças dentro da amostra.

O questionário prossegue com questões concernentes ao primeiro semestre de 2011. O intuito é investigar os hábitos dos estudantes e, principalmente, as relações desses hábitos com o desempenho acadêmico. Para isso, foi perguntado o número de vezes por semana que o aluno frequentou a Biblioteca Central dos Estudantes (BCE) e o Restaurante Universitário (RU) e sua frequência mensal ao Centro Acadêmico, Happy Hour's, festas e bares próximos a UnB. Depois, o aluno respondeu se foi monitor, se trabalhou durante o semestre, o tempo de estudo por semana e o tempo de estudo no dia anterior a uma prova. Também havia duas questões subjetivas sobre a escala (de 0 a 10) de motivação e ingestão de álcool durante o semestre anterior.

Ao final, cada um devia preencher as menções de todas as disciplinas cursadas no último semestre, indicando possíveis trancamentos. A partir disso, foi calculado o Índice de Rendimento Acadêmico (IRA) do 1/2011, de acordo com o cálculo oficial da Universidade (SAA)³. Requisitar que o estudante reportasse suas

³ O Índice de Rendimento Acadêmico é calculado pela fórmula:

$$IRA = \left[1 - \frac{(0,6*DTb+0,4*DTp)}{DC} \right] \times \frac{\sum Pi*CRi*Pei}{\sum CRi*Pei}$$

DTb indica o número de disciplinas obrigatórias trancadas, DTp o número de disciplinas optativas trancadas, DC o número de disciplinas matriculadas (incluindo as trancadas), Pi é o peso da menção (SS=5, MS=4, MM=3, MI=2, II=1 e SR=0), CRi é o número de créditos da disciplina e Pei é o período no fluxo. Como o IRA medido é de apenas um semestre, o Pei de todos é igual a 1. Note que matérias obrigatórias e optativas (incluindo Módulo Livre) têm o mesmo peso, só diferindo no caso de trancamento. O IRA é um agregador com algumas deficiências, pois as menções indicam intervalos

menções é um recurso melhor do que perguntar o IRA diretamente, pois todos tendem a lembrar seu desempenho no semestre anterior, mas não o acumulado. Muitos não sabem seu IRA e tendem a superestimar seu rendimento (Lopus e Maxwell, 1994). Segundo esses autores, isso é mais recorrente em alunos com baixo rendimento, o que enviesaria os dados. Além disso, devemos lembrar que esses são dados de *cross-section*, e como tal, são representativos da população em um período específico do tempo, ou seja, o primeiro semestre de 2011. Se fosse perguntado o IRA acumulado do indivíduo, todo o questionário teria que ser reformulado no intuito de perguntar os hábitos do curso inteiro. Como demonstrado por Bradburn e Sudman (1973) os erros em dados auto reportados aumentam muito com o tempo. Assim, perguntas que se referem a períodos mais recentes geram dados mais robustos, por isso a opção de abordar apenas o semestre mais recente.

Como é esperado e amplamente discutido na literatura, pesquisas desse tipo, (*surveys*), geralmente produzem dados com algum tipo de erro de mensuração. Como grande parte do que foi perguntado se referia a períodos passados, é de se esperar que os dados não sejam totalmente precisos. Para que os resultados dos modelos continuem consistentes e não-viesados devemos supor que os erros de medição das variáveis não são correlacionados com a variável real (não observada). Isso implica que todos os alunos, em média, reportaram dados com erros semelhantes, independentemente de suas características. Esses erros, então, só aumentarão a variância dos estimadores, um problema não muito importante. Porém, é possível que os dados apresentem Erros Clássicos nas Variáveis, um problema mais delicado, pois envia as estimativas (Wooldridge, 2010; Mathiowetz, 2001). Stinebrickner e Stinebrickner (2004), em uma pesquisa com dados em painel sobre o uso do tempo e suas consequências no desempenho dos alunos, fizeram seis *surveys* e mostraram que os erros delas não diferiam, ou seja, fazer 1 ou 6 pesquisas não mudava significativamente as estimativas.

3. Descrição dos Dados

Antes de estimar os modelos, faz-se necessário uma descrição completa dos dados obtidos. Com as informações coletadas, podemos investigar diversos aspectos socioeconômicos dos graduandos. A partir disso, é possível entender melhor as peculiaridades dos alunos do curso.

A primeira questão relevante é o modo de ingresso no curso. A amostra revelou que mais da metade dos entrevistados ingressaram por meio de vestibular

de notas muito amplos (entre 9 e 10: SS, entre 7 e 9: MS, entre 5 e 7: MM, entre 3 e 5: MI, entre 0 e 3: II e SR indica a reprovação por falta). Assim, um aluno com média 7 em todas as matérias pode ter um IRA igual a de outro com média muito maior, por exemplo, 8,5. Como essa é a medida adotada pela UnB (e por muitas outras universidades), a utilizaremos aqui, mas deve-se salientar que um sistema de notas puro e simples seria muito mais eficiente e justo.

comum, como pode ser visto na Tabela 1. O Programa de Avaliação Seriada (PAS) foi o meio de entrada de 66 alunos. O número de pessoas que entraram por meio de cotas foi muito baixo, apenas 12 em 240 (5%). Como quase 15% das vagas anuais são reservadas para esse grupo, a diferença é significativa. Isso pode ser explicado por uma possível evasão maior dos cotistas. Outra explicação seria a omissão, ou seja, muitos cotistas não admitiriam seu real meio de acesso, respondendo outras alternativas. Onze responderam que ingressaram por Transferência e outros 12 ingressaram por outros meios.

Tabela 1 – Modo de Ingresso no Curso

	Vestibular	Cotas	PAS	Transferência	Outros
Total	139	12	66	11	12
%	57,9%	5%	27,5%	4,6%	5%

O curso de Ciências Econômicas revelou-se de maioria masculina, fato não surpreendente. Dos 240, 152 são homens e 88 mulheres, o que corresponde a 63,3% e 36,6%, respectivamente. As mulheres estudam menos (6,32 contra 7,2 horas por semana dos homens)⁴, mas têm desempenho melhor (IRA médio de 3,67 contra 3,49). Além disso, a proporção de reprovações e trancamentos entre as alunas foi de 33%, enquanto que a de alunos foi de 46%. Outro ponto: 55,7% das mulheres estão no fluxo contra 49,3% dos homens (no total, apenas 51,7% dos alunos estão no fluxo). A “supremacia” feminina também foi detectada em pesquisas recentes tanto na UnB (Francis e Pianto, 2010), quanto na Universidade da Califórnia (Brint e Cantwell, 2008).

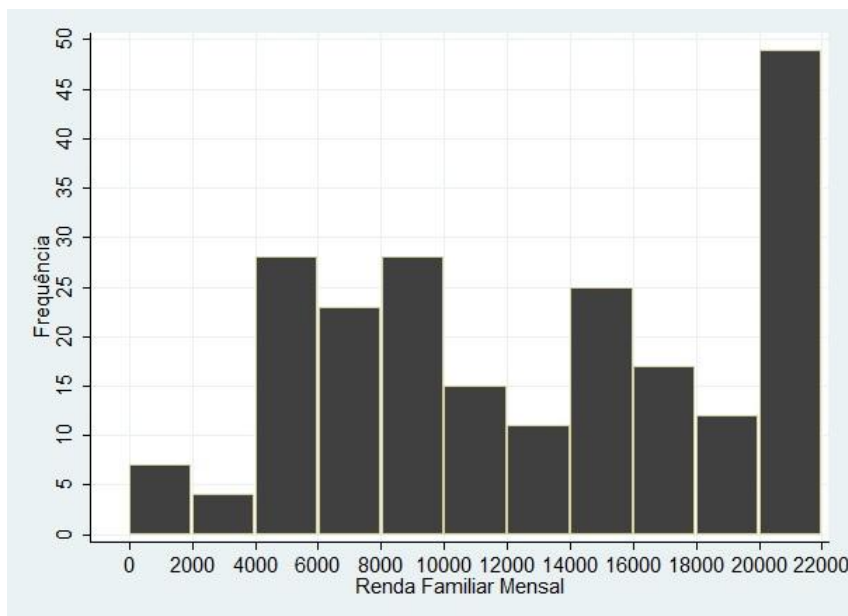
Uma característica que impressionou foi a elevada renda familiar dos estudantes. Mais da metade tem renda superior a R\$ 12.000,00 mensais, como pode ser visto na figura 1 abaixo⁵. Isso mostra porque 56,6% dos maiores de 18 anos possuem carro próprio. Também merece destaque o fato de que a moda dos dados é superior a R\$ 20.000,00 (49 pessoas, o equivalente a 22,4% dos 219 estudantes que não omitiram a renda). Essa variável teve o maior número de omissões devido a indiscrição da pergunta e ao desconhecimento da renda familiar por parte de alguns (isso ocorre bastante quando a renda é muito alta). Durante a pesquisa, foi fácil perceber o desconforto dos alunos ao responderem essa questão, o que pode diminuir sua precisão. Mesmo assim, pode-se afirmar que os resultados foram significativamente maiores do que os obtidos na pesquisa para as Universidades Federais do país inteiro feita pela Associação Nacional dos Dirigentes das Instituições Federais de Ensino Superior (ANDIFES). Apenas 15,5% dos estudantes das federais brasileiras têm renda familiar maior que R\$ 8.000,00

⁴ Essa média muda quando desconsideramos os *outliers* (os que estudam mais de 20 horas semanais). Assim, a média de estudo das mulheres fica em 6 horas semanais e dos homens em 5,7. A mediana para as alunas é de 5 horas e para os alunos, 4,5. No cálculo normal, com os *outliers*, a mediana é cinco para ambos.

⁵ O último intervalo corresponde aos que têm renda indeterminada, mas superior a R\$ 20.000,00

mensais (classe A), enquanto que entre os alunos de economia da UnB essa proporção chega a impressionantes 71,7%.

Figura 1 – Faixas de Renda dos Alunos



Para medir a relação dos alunos com a Universidade, foi perguntada a frequência a lugares emblemáticos, como o Restaurante Universitário (RU), a Biblioteca Central dos Estudantes (BCE), o Centro Acadêmico (CA) e festas no Campus. Apenas 42% dos estudantes afirmaram almoçar pelo menos uma vez por semana no RU e 25% almoçaram 2 ou mais vezes. Enquanto 126 (56,6%) não foi uma única vez no RU durante os 3 meses em que ele esteve aberto no semestre. Com a BCE não foi diferente, 39,2% não a frequentou e apenas 37,5% chegou a estudar nela periodicamente (uma vez ou mais por semana). O CA foi frequentado pelo menos uma vez no mês por 53,3% dos alunos e 107 (44,6%) nem sequer o visitou no semestre. O semestre em questão foi marcado por muitos *Happy Hour's* e festas promovidas na Universidade, apesar disso, um terço dos alunos não as frequentaram, a maioria abstêmios (54 reportaram um nível de ingestão de álcool de 0). Entre os que não bebem, 72,2% não frequentou a "vida noturna da UnB". Já entre os que gostam de beber (64 pessoas com nível de ingestão de álcool maior ou igual a 7), apenas 11% não o fizeram. Fica claro que o principal motivo para frequentar a UnB para questões não acadêmicas é a bebida. Isso é amplamente discutido em Durand e Rau (2000) para a Illinois State University e por Wechsler et al. (1998) em uma pesquisa para todo os Estados Unidos.

Entre os 240 alunos da amostra, 37 (15,4%) fizeram ensino médio em uma escola pública. Esse número é bastante baixo, visto que mais da metade dos estudantes do Distrito Federal não se formam em escolas particulares (IBGE, 2010). Foram 22 os que entraram na UnB antes de terminar o 3º ano do Ensino Médio, 9,2% do total. Como esses alunos só ingressam nos vestibulares do meio do

ano, eles ocupam 20% das vagas oferecidas por esses certames. De todos os alunos, apenas 30 não têm pais com ensino superior completo. Em 87,5% das casas, algum dos pais fez faculdade e dois terços dos alunos têm pai e mãe com ensino superior, proporções muito altas quando comparadas com a brasileira (11% segundo a OCDE).

O tempo médio que um estudante leva no trânsito de sua casa até o campus Darcy Ribeiro é de 28 minutos e a mediana, 20. Três estudantes reportaram o valor mínimo (5) e outros 3 o máximo (120). 61,7% estão no intervalo entre 15 e 30. Os alunos com carro levam, em média, 16,9 minutos a menos para chegar na UnB (20,5 contra 37,4 dos outros). O tempo de viagem também é correlacionado com a renda, visto que a metade dos alunos com renda mais baixa leva 35,8 minutos em média para chegar à UnB contra apenas 20,75 dos 50% mais ricos.

Quanto ao perfil acadêmico, os alunos da economia estudam em média 6,87 horas por semana (a mediana é de apenas 5 horas)⁶, faltam 16% das aulas e 34,6% trabalharam ou estagiaram durante o semestre. O rendimento médio calculado pelo IRA foi de 3,55. Além disso, 47 pessoas foram monitoras no primeiro semestre de 2011, o equivalente a 19,6% da amostra. Os monitores têm rendimento médio de 3,89, 0,41 maior que os outros (não-monitores). A média de horas estudadas no dia anterior a uma prova ficou em 6,15, quase o total de uma semana comum. Era de se esperar que o estudo na véspera de prova fosse negativamente correlacionado com o estudo regular, mas isso não foi verificado. O coeficiente de correlação de Pearson é de apenas -0,03 e estatisticamente não diferente de 0. Isso quer dizer que mesmo os alunos que estudam com regularidade tendem a estudar muito nas vésperas das provas, assim como os outros. Nas próximas seções, será feita uma análise econométrica dos determinantes do rendimento.

4. Especificação dos Modelos

Para explicar o rendimento acadêmico dos estudantes, deve-se estimar modelos que revelem uma relação causal entre hábitos e o Índice de Rendimento Acadêmico. Um modelo simples para isso, com poucos controles, é como o abaixo:

⁶ As horas por semana de estudo dos alunos de economia da UnB é bastante inferior a de universidades americanas. Brint e Cantwell (2008) encontraram uma média de 12,7 horas semanais para a Universidade da Califórnia. Shuman et al. (1985) encontrou uma média de 3,2 horas diárias para a Universidade de Michigan em 1973. Até para uma universidade de menor expressão, como a Illinois State University, Durand e Rau (2000) encontraram uma mediana superior a 8 horas semanais. Três questões devem ser levantadas: será que a percepção da quantidade de estudo do jovem americano é diferente do brasileiro? O primeiro tenderia a sobrevalorizar o tempo despendido ou o segundo a subvalorizar? Ou, conjecturando, o estudante brasileiro realmente estuda menos e isso seria uma das explicações para nosso pior desempenho científico? Por último, será que mesmo uma universidade nacional de ponta como a UnB, não exigiria o nível de estudo que uma universidade americana exige? Essas são questões a serem investigadas em futuros estudos.

$$IRA = \beta_0 + \beta_1 \text{Centro Acadêmico} + \beta_2 \text{Vida Noturna na UnB} + \beta_3 \text{Estudo} + \beta_4 \text{Faltas em \%}$$

IRA é o Índice de Rendimento Acadêmico, calculado conforme mostrado acima. A variável *Centro Acadêmico* indica a frequência mensal a algum centro acadêmico⁷. *Vida Noturna na UnB* é simplesmente a soma da frequência mensal à *Happy Hour's* na UnB, festas no Centro Comunitário da universidade e ao bar Por do Sol, próximo ao campus. A variável *Estudo* mede as horas de estudo em uma semana comum, sem provas. *Faltas em %* indica o total percentual de faltas do indivíduo no período analisado⁸.

Para calibrar o modelo e fazer comparações entre grupos, deve-se adicionar controles e *dummies* para certas características dos indivíduos, como sexo e modo de ingresso no curso. Também, como os resultados demonstrarão, um termo quadrático para *Faltas em %* foi inserido, pois é significativo e melhora as estimativas. Assim, o modelo mais completo é:

$$IRA = \beta_0 + \beta_1 \text{Centro Acadêmico} + \beta_2 \text{Vida Noturna na UnB} + \beta_3 \text{Estudo} + \beta_4 \text{Faltas em \%} + \beta_5 (\text{Faltas em \%})^2 + \beta_6 \text{Idade} + \beta_7 \text{Disciplinas} + \beta_8 \text{Sexo Feminino} + \beta_9 \text{Cotas} + \beta_{10} \text{PAS} + \beta_{11} \text{Transferência} + \beta_{12} \text{Outro} + \beta_{13} \text{3º Ano} + \beta_{14} \text{EM Público} + \beta_{15} \text{Trabalho} + \beta_{16} \text{Estágio}$$

Disciplinas indica o número de disciplinas cursadas no semestre. Todas as demais variáveis são binárias e assumem o valor 1 caso o indivíduo tenha a característica especificada. Os coeficientes estimados para elas indicam a diferença de rendimento entre o grupo base e o grupo especificado⁹. *3º Ano* é uma *dummy* com valor unitário para os alunos que ingressaram na universidade antes de concluir o 3º Ano do ensino médio.

Na próxima seção, estão os resultados dessas estimações. Nela, também há outros modelos em que foram adicionadas mais variáveis (como *dummies* de renda), mas, apesar de aumentarem o poder preditivo da estimação, apresentam problemas, como será discutido mais à frente. Diante disso, o melhor modelo estimado é o especificado acima.

⁷ Deve-se lembrar que os Centros Acadêmicos, apesar do nome, geralmente não são lugares para estudo, mas para descanso, socialização e jogo, como é comum na UnB e em outras universidades públicas brasileiras. O curso de Ciências Econômicas não é diferente.

⁸ Essa variável é igual à média de faltas semanais dividido pelo total de aulas por semana.

⁹ No caso do modo de ingresso, o grupo base é formado pelos alunos que entraram pelo vestibular. Ou seja, cada coeficiente mostra a diferença média de rendimento entre as diferentes formas de ingresso e a forma mais comum, o vestibular.

5. Resultados

A principal motivação desta pesquisa foi encontrar os determinantes do rendimento acadêmico dos estudantes de Ciências Econômicas. Para conseguir isolar os efeitos de cada hábito no IRA, foi usado o método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)¹⁰, amplamente utilizado em econometria para encontrar relações causais entre variáveis. Esse método consiste em minimizar a soma dos quadrados dos resíduos, ou seja, tornar a diferença entre os valores estimados e observados a menor possível. Ao usar MQO, obtemos coeficientes lineares para indicar a mudança na variável que queremos explicar (dependente) em resposta a alterações nas variáveis explicativas (independentes). Também podemos adicionar variáveis binárias (como sexo), que indicariam a diferença entre os dois grupos, controlada pelas outras variáveis do modelo.

Para as estimativas serem válidas (não-viesadas e consistentes), é preciso que as variáveis explicativas não sejam correlacionadas com o termo de erro (outros fatores não observáveis que também afetam o rendimento). Essa é uma questão delicada. Muitas pesquisas consideram que a variável horas de estudo é endógena, ou seja, é afetada pelo termo de erro. Muitas vezes, considera-se que a aptidão (habilidade inata) do indivíduo influencia no número de horas que ele estuda. Outros dizem que essa relação talvez não exista. Em Stinebrickner e Stinebrickner (2004), os autores usam teoria econômica para argumentar que pode não haver relação entre a habilidade do indivíduo e seu tempo despendido estudando. Eles acreditam que uma parte dos estudantes mais aptos realmente estudaria mais, enquanto que outra parte estudaria apenas o necessário para ser aprovada, pois esses alunos pensam que notas mais altas não influenciariam sua futura renda. Segundo os autores, uma aptidão maior faz com que o retorno marginal (em termos de nota) de uma hora a mais de estudo seja mais elevado. Assim, se parte dos alunos forem indiferentes entre notas altas ou médias para obter a aprovação na matéria, os mais inteligentes estudariam muito menos que outros com mais dificuldades. Então, enquanto que uma parte dos mais aptos realmente estudaria mais, outra parte estudaria menos, tornando nula a correlação de aptidão e estudo. Se isso for verdade, o que é bem razoável, poderemos utilizar MQO para estimar os modelos.

Na Tabela 2, podemos ver os modelos estimados, todos eles usando o Índice de Rendimento Acadêmico (IRA) em escala de 0 a 100 como variável dependente. Essa variável é simplesmente o IRA convencional da UnB (de 0 a 5) multiplicado por 20. A opção por utilizar essa escala vem do fato dela retornar parâmetros mais fáceis de analisar e também em variações percentuais. Deve-se ressaltar que as estimativas seriam totalmente análogas se utilizássemos o IRA entre 0 e 5, apenas 20 vezes menores, e por isso menos intuitivas no momento de interpretá-las.

¹⁰ Como os dados não apresentaram heterocedasticidade, não foi necessário o uso de erros-padrão robustos ou Mínimos Quadrados Generalizados (MQG).

Na coluna 1, temos o primeiro modelo, mais simples e sem controles pelos meios de acesso, sexo, trabalho, idade ou número de disciplinas. Nele, concluímos que o retorno de 1 hora a mais de estudo por semana eleva o desempenho do aluno em aproximadamente 0,6. Outro fator importante é a presença em sala. Faltar 1% a mais traz uma queda de 0,22 no rendimento. Um aluno que não falta teria um rendimento 5,5 pontos maior que outro que falta 25% das aulas, de acordo com o modelo da coluna 1. Se adicionarmos um termo quadrático para essa variável, seus efeitos ficam menores conforme o percentual de faltas aumenta. Se quem não falta começa a faltar 1% das aulas, o IRA de 0 a 100 diminuirá em 0,46. Já quem falta 24% e passa a faltar 25%, terá o rendimento diminuído em apenas 0,23. O termo quadrático é significativo e melhora as estimativas do modelo, conforme visto na coluna 2 da tabela 2.

Tabela 2 – Regressões, Variável Dependente: IRA 0-100

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Centro Acadêmico	0,0625 (0,0982)	0,0721 (0,0975)	-0,0390 (0,110)	-0,0668 (0,122)	-0,106 (0,114)
Vida Noturna na Unb	-0,0379 (0,200)	-0,0140 (0,199)	-0,0337 (0,200)	-0,0267 (0,225)	-0,0251 (0,238)
Estudo	0,594*** (0,134)	0,579*** (0,133)	0,560*** (0,131)	0,540*** (0,139)	0,272 * (0,136)
Faltas em %	-0,217*** (0,0495)	-0,467*** (0,124)	-0,460*** (0,122)	-0,466*** (0,138)	-0,329* (0,133)
(Faltas em %) ²		0,00469* (0,00213)	0,00530* (0,00209)	0,00589* (0,00257)	0,00451 (0,00243)
Idade			-0,261 (0,406)	-0,386 (0,434)	-0,721 (0,407)
Disciplinas			0,206 (0,749)	0,245 (0,800)	-0,0675 (0,741)
Sexo Feminino			3,920** (1,504)	3,321* (1,652)	3,451* (1,526)
Cotista			-8,324* (3,334)	-8,593* (3,488)	-7,861* (3,251)
Transferência			-7,596* (3,581)	-6,097 (3,882)	-6,106 (3,579)

Outro			-4,814 (3,427)	-3,849 (3,695)	-4,817 (3,409)
PAS			1,716 (1,785)	1,087 (1,951)	0,353 (1,803)
3º Ano			0,164 (2,640)	-0,386 (2,818)	0,622 (2,607)
EM Público			0,702 (2,108)	0,963 (2,315)	0,699 (2,142)
Trabalho			3,707 (2,256)	4,052 (2,440)	5,108* (2,270)
Estágio			-0,700 (1,952)	-0,897 (2,068)	-1,341 (1,912)
<i>Dummies</i> de Renda				SIM	SIM
Motivação					2,622*** (0,434)
Bebida					0,221 (0,295)
Constante	70,32*** (1,667)	71,96*** (1,815)	75,18*** (9,762)	77,46*** (10,98)	69,55*** (10,23)
Observações	240	240	239	218	218
R^2	0,185	0,201	0,280	0,256	0,375
R^2 Ajustado	0,171	0,184	0,228	0,185	0,308
Teste F	13,32***	11,80***	5,39***	3,59***	5,59***

Erros-padrão em Parênteses

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

Em todos os modelos estimados, as variáveis *Centro Acadêmico* e *Vida Noturna na UnB* não foram significantes e tiveram coeficientes praticamente nulos. Conseguir identificar se a vida social dentro da UnB tinha algum efeito sobre o rendimento era uma das intenções da pesquisa. De posse dos resultados, pode-se dizer que não há relação alguma, assim como Brint e Cantwell (2008) encontraram para a Universidade da Califórnia. Para explicar isso, há diferentes hipóteses. A primeira é mais simples: o rendimento é independente da frequência às festas, pois a vida social é importante para qualquer indivíduo. Essa é a explicação mais lógica e forte. A segunda explicação viria das limitações da pesquisa. É impossível saber a distribuição temporal da frequência às festas, apenas as médias mensais. Se pudéssemos, muito provavelmente encontraríamos frequências maiores nos períodos sem provas e menores nesses momentos. Então, poderíamos dizer que há

um *trade-off* entre estudo e festas, intensificado nas datas próximas as provas. Assim, uma vida social muito ativa seria prejudicial nesses momentos, apesar de em geral não afetar o desempenho. A terceira explicação vem do fato de a pesquisa focar apenas na vida social na UnB. Talvez, se fossemos investigar o impacto das festas em geral no desempenho, encontraríamos resultados diferentes. Pode ser que grande parte dos alunos que não vão a UnB prefiram outros lugares para sair, o que, em tese, também afetaria seu IRA e nivelaria todos os estudantes, por isso o coeficiente não seria significativo.

No terceiro modelo, foram adicionadas *dummies* referentes ao modo de ingresso do indivíduo, se é do sexo feminino, se cursou o Ensino Médio em escola pública, se trabalhou ou estagiou no semestre e se entrou no meio do 3º ano do Ensino Médio, além de idade e número de disciplinas cursadas no semestre. Nesse modelo, o coeficiente de estudo caiu muito pouco, de 0,58 em (2) para 0,56 em (3) e o efeito do percentual de faltas não mudou. Essas variáveis continuaram significantes ao nível de 0,1%, mesmo controlando para diversos aspectos.

De acordo com o modelo (3), existem diferenças significativas no rendimento do aluno de acordo com seu modo de ingresso no curso. Os cotistas apresentaram rendimento bem inferior ao do grupo base (os que ingressaram por vestibular comum). O IRA deles é 8,324 pontos menor. Essa diferença é significativa ao nível de 5% e seu valor absoluto é muito grande para ser ignorado. Esse valor é muito maior do que o encontrado por Francis e Tannuri-Pianto (2010) e Velloso (2006) para cotistas e não cotistas na UnB. No entanto, essa grande diferença não é conclusiva, dado o pequeno número de cotistas na amostra (apenas 12, como mostrado acima). Outro grupo que tem rendimento inferior são os alunos que ingressaram por transferência. Eles têm rendimento inferior em 7,6 pontos (p-valor de 0,03). Já quem passou pelo PAS ou no meio do 3º ano do Ensino Médio tem rendimento semelhante aos que ingressaram pelo vestibular. Não podemos rejeitar a hipótese de que os coeficientes não são diferentes de zero, apesar de moderadamente positivos.

Para quem cursou uma escola pública (15,4% da amostra), o rendimento não é estatisticamente diferente dos que vieram de escolas particulares. O coeficiente é positivo, mas tem alto erro-padrão. É consenso que a educação pública brasileira, do primário ao Ensino Médio, tem qualidade inferior à privada, e em Brasília não é diferente. Isso explicaria o baixo número de alunos provenientes dessas escolas. A semelhança de desempenho entre os dois grupos pode ser explicada porque, geralmente, os alunos de escola pública que entram na UnB seriam os melhores de suas escolas, seja por possuírem uma habilidade inata acima da média ou por serem bastante comprometidos e estudiosos, o que compensaria seu Ensino Médio, em tese, mais fraco. Também é possível que esses alunos sejam provenientes apenas das melhores escolas públicas, equiparáveis às privadas, e por isso seu IRA não seja diferente.

Um resultado controverso foi o rendimento acadêmico mais elevado dos alunos que trabalham. Eles têm um IRA 3,7 pontos maior, mas apenas

marginalmente significativa (p-valor de 0,102). Os que estagiaram, apresentaram rendimento menor que a média, mas essa diferença não é estatisticamente diferente de zero. A maioria das pesquisas (Brint e Cantwell, 2008) costuma apresentar resultados contrários. Nelas, indivíduos que trabalham têm rendimento significativamente menor que os que se dedicam apenas ao curso superior. Além disso, os estagiários apresentam maiores notas, por trabalharem na área de estudo. As estimativas encontradas para os estudantes de economia são inesperadas, sem explicação imediata. Talvez, os alunos que trabalham tenham uma habilidade inata maior, o que acarretaria esse maior desempenho, visto que eles estudam menos e faltam mais que a média.

Um ponto em conformidade com pesquisas empíricas feitas em várias universidades (Francis e Tannuri-Pianto, 2010; Brint e Cantwell, 2008; Stinebrickner e Stinebrickner, 2004) é o desempenho mais alto das mulheres. Pela regressão em (3), elas apresentam IRA 3,92 pontos maior que os homens, mesmo com o grande número de variáveis no modelo. Essa diferença é significativa ao nível de 1%. Já os coeficientes de idade e número de matérias cursadas no semestre não foram significantes. Essas variáveis foram adicionadas, pois servem como controles. Por exemplo: quem cursa mais matérias é obrigado (em tese) a estudar mais, enquanto que a idade seria uma *proxy* para a posição no curso, o que controla possíveis rendimentos diferentes entre o início, o meio e o fim do curso.

No modelo (4) foram inseridas *dummies* para renda. As faixas de renda foram separadas em grupos de R\$ 6.000,00. O último grupo é dos que vivem com mais de R\$ 18.000,00 mensais. As *dummies* indicariam as diferenças no IRA em cada faixa de renda familiar em relação aos alunos de classe mais "baixa" (R\$ 0 a R\$ 6.000,00). Em White (1982), foi feito um levantamento de 101 pesquisas anteriores e foi encontrada evidência de que a renda é importante no desempenho acadêmico de alunos de diferentes escolas, mas não exerce nenhum efeito entre os alunos de uma mesma instituição de ensino. O caso da UnB é condizente com os resultados compilados por White. A renda não é significativa no rendimento acadêmico de um estudante de economia da UnB, pois os parâmetros são muito pequenos e os erros-padrão grandes (o triplo do valor dos parâmetros). Mas, visto o alto padrão de renda desses estudantes, podemos conjecturar que ela foi determinante para o ingresso na UnB, que tem um dos mais concorridos vestibulares do país.

No modelo (5), foram adicionadas variáveis que medem a motivação e o grau de ingestão de bebida. Elas estão em uma escala subjetiva de 0 a 10, conforme a percepção do entrevistado acerca dessas duas questões. O coeficiente de bebida não é significativo, seja por que beber não afeta realmente o IRA, seja por que quem bebe muito tende a subvalorizar sua ingestão de álcool, o que enviesaria essa estimativa. Já *Motivação* é uma variável bastante significativa e que aumenta o R^2 do modelo substancialmente. Adicionando-as, o coeficiente de estudo cai para apenas 0,27 e de faltas para 0,33. Essa redução é resultado da alta correlação entre as horas de estudo e a motivação do indivíduo. Como não podemos fazer uma

análise *ceteris paribus* de variáveis em uma escala subjetiva, o coeficiente de *Motivação* não pode ser interpretado como o ganho marginal no IRA caso o indivíduo esteja 1 ponto mais motivado. Podemos afirmar apenas que pessoas mais motivadas estudam mais e faltam menos, tendo, portanto, rendimento mais alto. A motivação afeta o rendimento por influenciar as atitudes do aluno, tornando-o mais comprometido e ativo. Estar motivado não aumenta o rendimento por si só, o que o aumenta são as atitudes que essa maior motivação acarreta (Zimmerman et al., 1992). Um problema maior, que recomendaria a exclusão dessa variável, é sua possível endogeneidade por simultaneidade¹¹. Durante a aplicação do questionário, as pessoas tenderiam a responder seu nível de motivação no período de acordo com seu rendimento ao final do período (Lavrakas, 2008). Por isso, os modelos mais bem ajustados estão nas colunas (3) e (4)¹².

De acordo com o 3º modelo, um típico aluno de Ciências Econômicas, homem de 20 anos, que não trabalha ou estagia, que estuda 7 horas semanais, falta 10% das aulas, entrou pelo vestibular (depois de concluir o Ensino Médio em uma escola privada), cursa 6 matérias e vai 5 vezes ao CA por mês e 3 à festas, terá um IRA de 70,75 ou 3,5375 na escala convencional. Já outra estudante, mulher de 20 anos que entrou pelo PAS, vinda de escola pública, que estuda 12 horas por semana e não falta aulas, além de não frequentar o CA ou festas, cursando as mesmas 6 matérias terá um IRA de 84,254, ou 4,2127. É uma diferença significativa (13,5 maior), explicada, em sua maioria, pelo esforço (mais estudo e menos faltas). A frequência ao Centro Acadêmico e à “vida noturna na UnB” é irrelevante para explicar essa diferença.

A pesquisa revelou que o principal determinante do desempenho é o estudo, ao contrário de Shuman et al. (1985), mas condizente com os resultados de Durand e Rau (2000), Brint e Cantwell (2008), Stinebrickner e Stinebrickner (2004 e 2008), Keith (1982) e Michaels e Miethe (1989). Em 1985, Howard Shuman, juntamente com outros autores, publicou diversas pesquisas da Universidade de Michigan e concluiu que o tempo despendido estudando não indicava um rendimento acadêmico mais alto. Esse artigo incentivou um grande debate nos Estados Unidos sobre o papel do esforço no desempenho e na carreira. Outras pesquisas vieram e apresentaram resultados bem diferentes. O tempo de estudo não só era importante, como era o melhor indicador para prever o sucesso acadêmico de um aluno. Resultados semelhantes foram obtidos em pesquisas utilizando métodos como MQO, Mínimos Quadrados em Dois Estágios, Máxima Verossimilhança e outros. Por isso, é praticamente consenso entre os especialistas em educação (tanto economistas, psicólogos, pedagogos ou sociólogos) que o

¹¹ Essa é uma possível explicação para o expressivo coeficiente dessa variável, apesar de apresentar alta colinearidade com variáveis relevantes do modelo.

¹² Com a adição das *dummies* de renda, o tamanho da amostra caiu de 239 para 218, o que reduz o poder das estimativas. Como nenhuma dessas *dummies* foi significativa, isso nos faz escolher o modelo (3) como o mais representativo.

estudo é fundamental. No entanto, o resultado dos modelos da próxima seção mostra que o efeito do estudo não é conclusivo na determinação da probabilidade do indivíduo ter uma reprovação.

6. Um Modelo Alternativo: Regressão Logística Para Mensuração da Probabilidade de Reprovação

Depois de estimar modelos usando Mínimos Quadrados Ordinários para analisar os determinantes do rendimento acadêmico, nesta seção será adotada uma nova abordagem, utilizando as mesmas variáveis independentes para explicar a probabilidade de reprovação. Agora, como variável dependente, substituímos o IRA por uma variável binária que assume valor unitário quando o indivíduo teve pelo menos uma reprovação ou trancamento no semestre¹³. No total, 99 alunos dos 240 (41%) reprovaram ou trancaram uma matéria no primeiro semestre de 2011.

Para estimarmos, foi adotado o método de Máxima-Verossimilhança. Nesse método, assume-se que os dados seguem uma distribuição e maximiza-se a probabilidade da amostra obtida ser a mais representativa possível da população. Deve-se escolher o conjunto de vetores θ que fazem a função de probabilidade conjunta ter o maior valor possível. Ou seja, maximizamos a função de verossimilhança. Esse estimador é muito utilizado, pois apresenta propriedades como eficiência e consistência, essenciais para a correta especificação de modelos (Wooldridge, 2010).

Abaixo, na tabela 3, pode-se ver os resultados de uma regressão logística estimada por máxima-verossimilhança. Essa regressão é não-linear e é específica para variáveis dependentes binárias, assumindo que a probabilidade de reprovação dos alunos segue uma distribuição logística:

$$\frac{\exp(z)}{1 + \exp(z)}$$

Como toda função de probabilidade, ela se restringe ao intervalo entre 0 e 1. Existem outras estimativas específicas para variáveis dependentes binárias, como o modelo Probit, que assume que os dados seguem uma distribuição normal e o Modelo de Probabilidade Linear (MPL), que utiliza MQO para as estimações. Como os resultados foram equivalentes, decidiu-se reportar apenas a regressão logística, por ser relativamente mais fácil de interpretar que o modelo Probit e não apresentar os problemas do MPL (como probabilidades fora do intervalo entre 0 e 1).

¹³ Para ser reprovado, deve-se obter menção inferior a MM, ou seja, ter rendimento menor que 50%.

**Tabela 3 – Regressões Logísticas, Variável Dependente:
Reprovação/Trancamento**

	(z1)	(z2)	(z3)	(z4)	(z5)
Centro Acadêmico	-0,0313 (0,0190)	-0,0335 (0,0192)	-0,0218 (0,0232)	-0,0177 (0,0248)	-0,0190 (0,0271)
Vida Noturna na UnB	0,0328 (0,0384)	0,0290 (0,0386)	0,00921 (0,0422)	-0,00212 (0,0462)	-0,0514 (0,0574)
Estudo	-0,0530* (0,0269)	-0,0519 (0,0272)	-0,0522 (0,0282)	-0,0420 (0,0288)	0,0131 (0,0317)
Faltas em %	0,0352*** (0,0101)	0,0778** (0,0244)	0,0802** (0,0257)	0,0943*** (0,0282)	0,0697* (0,0317)
(Faltas em %) ²		-0,000815* (0,000410)	-0,000833 (0,000428)	-0,00118* (0,000511)	-0,000928 (0,000583)
Idade			0,0840 (0,0852)	0,0809 (0,0890)	0,148 (0,0998)
Disciplinas			0,378* (0,157)	0,393* (0,164)	0,559** (0,182)
Sexo Feminino			-0,549 (0,316)	-0,476 (0,337)	-0,524 (0,369)
Cotista			0,598 (0,663)	0,551 (0,677)	0,641 (0,726)
PAS			-0,0209 (0,373)	0,171 (0,396)	0,367 (0,423)
Transferência			0,720 (0,750)	0,488 (0,797)	0,590 (0,876)
Outro			0,0730 (0,697)	0,208 (0,715)	0,445 (0,777)
3º Ano			0,192 (0,544)	0,324 (0,565)	0,303 (0,621)
EM Público			-0,536 (0,447)	-0,702 (0,483)	-0,792 (0,533)
Estágio			-0,0783 (0,402)	0,0354 (0,414)	0,184 (0,451)
Trabalho			0,0590 (0,450)	0,0489 (0,478)	0,0404 (0,539)
<i>Dummies</i> de Renda				SIM	SIM

Motivação					-0,570*** (0,122)
Bebida					0,0647 (0,0695)
Constante	-0,510 (0,314)	-0,797* (0,354)	-4,361* (2,070)	-4,746* (2,201)	-3,764 (2,366)
Observações	240	240	239	218	218
Log-Verossimilhança	-149,558	-147,706	-139,898	-128,634	-113,812
Pseudo R^2	0,081	0,092	0,135	0,133	0,233
Teste LR (χ^2)	26,21***	29,91***	43,75***	39,62**	69,26***

Erros-padrão em Parentêses

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

De acordo com as estimativas, a quantidade de estudo por semana é significativa apenas ao nível de 10%. Enquanto isso, a porcentagem de faltas foi bastante relevante para aumentar a probabilidade do indivíduo ser reprovado em alguma matéria¹⁴. A probabilidade de ter pelo menos uma reprovação ao fim do semestre aumenta conforme o número de disciplinas cursadas no período, o que não é surpresa. O coeficiente de *Disciplinas* é alto e bastante significativo. Essa variável não foi importante nos modelos anteriores (seção 5), mostrando que a quantidade de disciplinas não muda o rendimento médio do semestre, mas eleva significativamente a probabilidade do indivíduo reprovar. Talvez o aluno que cursa muitas disciplinas foque em algumas delas, obtendo boas notas, enquanto que em outras, seu rendimento seja menor, chegando até a reprovar alguma.

Para interpretar os resultados, deve-se ter em mente que os parâmetros estimados são iguais ao z da distribuição logística. Ou seja:

$$z = \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_i x_i$$

Para chegarmos à probabilidade do indivíduo reprovar, substituímos suas características no modelo estimado, encontrando o valor de z . Logo após, inserimos esse valor na distribuição, obtendo o resultado. Pelo caráter não-linear das estimativas, a análise *ceteris paribus* dos efeitos marginais é mais complicada. Como as variáveis dos modelos são, em sua maioria, discretas, utilizar o resultado da derivada parcial da distribuição logística não seria a melhor opção. A maneira mais geral consiste em, primeiramente, calcular sua probabilidade de reprovação.

¹⁴ Formalmente, indivíduos com mais de 25% de faltas estão reprovados, mas, poucas são as disciplinas em que isso acontece efetivamente. A inobservância dessa regra é comum entre professores. Além disso, muitos alunos vão às aulas apenas para confirmarem a presença e saem logo após. Esses casos, para a pesquisa, são considerados faltas (os alunos foram orientados a responderem dessa forma). Por isso, é normal haver indivíduos que reportaram mais de 25% de faltas e não foram reprovados. Portanto, o efeito das faltas na probabilidade de reprovação é positivo, refletindo não só a reprovação “automática”, mas muito mais as perdas decorrentes do não comparecimento às aulas.

Depois, estimamos novamente, mudando o valor de apenas uma variável e mantendo todas as outras fixas. O efeito marginal da variável será a diferença entre a probabilidade antes e depois da mudança. Esse efeito muda de acordo com o valor inicial da variável, diferentemente de uma regressão linear.

Assim, de acordo com o modelo (z3), um típico aluno de ciências econômicas, com as características descritas na seção anterior, teria probabilidade de 0,465 ($z=-0,14107$) de reprovar pelo menos uma disciplina. Mantendo as variáveis fixas, mas adicionando uma hora no estudo semanal (de 7 para 8), a probabilidade passaria para 0,45 ($z=-0,19327$), 1,5% menor. No entanto, devemos lembrar que o coeficiente de *Estudo* só é significativo ao nível de 10%. Faltar menos (de 10% para 9% das aulas) implicaria em uma redução de 1,6%, de 0,465 para 0,449 ($z=0,2054$). Uma mulher com essas mesmas características terá probabilidade de reprovação de 33,4% ($z=-0,68$), 13,1% menor que um homem, mas estatisticamente não diferente de zero. Semelhantemente, indivíduos que cursaram uma escola pública reprovam menos, mas esse resultado é inconclusivo. Por fim, cursar uma disciplina a mais (7 ao invés de 6) eleva a probabilidade de reprovação para 55,9%, 9,4% maior que antes ($z=0,237$).

Essas estimativas nos mostram que os determinantes do rendimento acadêmico não são necessariamente os mesmos de uma reprovação ou trancamento. Isso é interessante, pois indicaria maior variabilidade nas notas obtidas em diferentes disciplinas. Como o Índice de Rendimento Acadêmico é uma média um pouco grosseira das notas do aluno, não podemos inferir que um estudante com alto IRA não possua uma reprovação ou trancamento no currículo, assim como outro estudante com IRA médio ou baixo pode não ter uma reprovação. Mas, geralmente, as duas abordagens são muito próximas.

7. Conclusão

A pesquisa aqui divulgada é importante em vários aspectos. Primeiro, ela consegue descrever características dos alunos de Ciências Econômicas da UnB, fazendo testes empíricos para o que era amplamente discutido no âmbito do senso comum e permanecia sem resposta. Apesar de utilizar dados auto reportados, as estimativas são corroboradas pela literatura da área, o que indica que os erros de mensuração foram, provavelmente, pequenos. Além disso, deve-se ressaltar o caráter inédito dos dados, com uma análise específica e um questionário desenvolvido especialmente para a pesquisa, atentando para as peculiaridades do curso e da UnB.

Mesmo com os dados se restringindo apenas aos alunos de economia da UnB, os resultados ressaltam o papel do esforço no rendimento acadêmico de um indivíduo. A estimação do efeito da vida social no campus no IRA, uma abordagem inédita no Brasil, se mostrou não significativa estatisticamente, subsidiando os defensores de uma universidade pública como lugar não só de ensino e pesquisa,

mas também de confraternização e lazer, apesar desse não ter sido o objetivo da pesquisa.

Os resultados demonstraram o elevado *status* socioeconômico dos alunos, que possuem, em sua maioria, renda muito alta e pais com ensino superior. Muitos também hesitam em utilizar certos serviços da universidade (restaurante, biblioteca), o que reflete a alta renda e a proximidade entre as casas e o campus. No entanto, as diferenças de renda e o tipo de escola no ensino médio não impactam no rendimento dos alunos, mas, sem dúvida, favorecem o ingresso na UnB.

As estimativas da regressão por MQO para o rendimento acadêmico e da regressão logística para a probabilidade de reprovação, apesar de pequenas divergências, se complementam. As abordagens são diferentes, mas apresentam resultados semelhantes, pois indivíduos com rendimento menor também terão maior probabilidade de reprovação. O estudo se mostrou muito mais importante para o rendimento, tendo sua significância reduzida quando estimamos a probabilidade de reprovação.

Pesquisas desse tipo são escassas no Brasil, que necessita de trabalhos que descrevam as características dos estudantes e mensurem os determinantes de seu rendimento. Futuros trabalhos devem ser feitos para chegarmos a resultados mais conclusivos e gerais para as universidades e escolas de educação básica brasileira. Melhorar a educação nacional continuará a ser um desafio e, para vencê-lo, é imprescindível conhecer os principais envolvidos: os alunos. Deveríamos seguir o exemplo da Universidade da Califórnia, que realiza pesquisas periódicas em todas as suas filiais para verificar os entraves no desempenho dos alunos (Brint e Cantwell, 2008). Com isso, pode-se criar políticas que incentivem a disseminação de “bons hábitos” (que melhorem o desempenho individual) e desestimulam outros. O Brasil não pode continuar a ser leniente com seu sistema educacional sofrível. Mudanças imediatas são necessárias e pesquisas desse tipo, principalmente na educação básica, devem fazer parte do processo de reestruturação.

Referências

ANDIFES. Perfil Socioeconômico e Cultural dos Estudantes de Graduação das Universidades Federais Brasileiras. Julho de 2011.

BANDURA, Albert; MARTINEZ-PONS, Manuel; ZIMMERMAN, Barry J. Self-Motivation for Academic Attainment: The Role of Self-Efficacy Beliefs and Personal Goal Setting. *American Educational Research Journal*, Vol.29, No.3, p.663-676. 1992.

BRADBURN, Norman M.; SUDMAN, Seymour. Effects of Time and Memory Factors on Response in Surveys. *Journal of the American Statistical Association*, Vol.68, No. 344, 805-815, 1973.

BOUND, John; BROWN, Charles; MATHIOWETZ, Nancy. Measurement Error in Survey Data. *Handbook of Econometrics*, Vol. 5, No.1, 2001.

BRINT, Steven; CANTWELL, Alisson M. Undergraduate Time Use and Academic Outcomes. *Research and Occasional Paper Series of the Center for Studies in Higher Education*, University of California, Berkeley, 2008.

DOWDALL, George W.; GLEDHILL-HOYT, Jeana; LEE, Hang; MAENNER, Gretchen; WECHSLER, Henry. Changes in Binge Drinking and Related Problems Among American College Students Between 1993 and 1997. *College Health*, Vol.47, No.1, 1998.

DURAND, Ann; RAU, William. The Academic Ethic and College Grades: Does Hard Work Help Students to "Make the Grade"? *Sociology of Education*, Vol.73, No.1, p.19-38, 2000.

ETHERIDGE, Barbara; OLSON, Camile; SHUMAN, Howard; WALSH, Edward. Effort and Reward: The Assumption that College Grades are affected by Quantity of Study. *Social Forces*, Vol.63, No.4, p.945-966, 1985.

FRANCIS, Andrew M.; TANNURI-PIANTO, Maria. Using Brazil's Racial Continuum to Examine the Short-Term of Affirmative Action in Higher Education. *Journal of Human Resources*. Material yet unpublished.

IBGE; Censo 2010; Brasília, 2011.

KEITH, Timothy Z. Time Spent on Homework and High School Grades: A Large Sample Path Analysis. *Journal of Educational Psychology*, Vol.74, No.2, p.248-253, 1982.

LAVRAKAS, Paul. Encyclopedia of Survey Research Methods. United States of America. SAGE Publications. 2008.

LOPUS, Jane S.; MAXWELL, Nan L. The Lake Wobegon Effect in Student Self-Reported Data. *The American Economic Review*, Vol.84, No.2, p.201-205, 1994.

MICHAELS, James W.; MIETHE, Terance D. Academic Effort and College Grades. *Social Forces*, Vol.68, No.1, p.309-319, 1989.

OCDE. Education at a Glance 2011. OECD Publications. Setembro de 2011.

STINEBRICKNER, Ralph; STINEBRICKNER, Todd R. Time-Use and College Outcomes. *Journal of Econometrics*, Vol. 121, No.1, p.243-269, 2004.

STINEBRICKNER, Ralph; STINEBRICKNER, Todd R. The Causal Effect of Studying on Academic Performance. *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, Vol.8, No.1, p.1-53, 2008.

VELLOSO, Jacques. Curso e Concurso: Rendimento na Universidade e Desempenho em um Vestibular com Cotas da UnB. NESUB e Faculdade de Educação da UnB. 2006.

WHITE, Karl R. The Relation Between Socioeconomic Status and Academic Achievement. *Psychological Bulletin*, Vol.91, No.3, p.461-481, 1982.

WILSON, Mark L.; ZIETZ, Joachim. Systematic Bias in Student Self-Reported Data. *Journal for Economic Education*, Vol.4, No.4, p.13-19, 2004.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. Introdução à Econometria, Uma Abordagem Moderna. Tradução: José Antônio Ferreira. 4ª Edição. São Paulo. Cengage Learning. 2010.

Apêndice 1 – Questionário

IDADE: _____ **SEXO:** () Masculino () Feminino

MODO DE INGRESSO: () Vestibular (Concorrência Ampla) () Vestibular (Cotas) () PAS
() Transferência Facultativa () Outro

INGRESSOU NO MEIO DO 3º ANO DO ENSINO MÉDIO? : () Sim () Não

ENSINO MÉDIO: () Escola Pública () Escola Particular () Ambas

MÃE POSSUE ENSINO SUPERIOR COMPLETO? : () Sim () Não **E PAI?** : () Sim () Não

RENDA FAMILIAR MENSAL: () 0 a 2000 () 2001 a 4000 () 4001 a 6000 () 6001 a 8000 () 8001 a 10000
() 10001 a 12000 () 12001 a 14000 () 14001 a 16000 () 16001 a 18000 () 18001 a 20000 () mais de 20000

VOCÊ POSSUI CARRO PRÓPRIO? : () Sim () Não

VOCÊ ESTÁ NO FLUXO? : () Sim () Não

PARA AS PERGUNTAS SEGUINTE, CONSIDERE O ÚLTIMO SEMESTRE LETIVO (1/2011).

SE PRECISAR, UTILIZE CASAS DECIMAIS E NÚMEROS MENORES QUE 1.

TENTE FAZER UMA ESTIMATIVA PRECISA.

• **Em média, quantas vezes na semana você:**

1. **ALMOÇOU NO RU?** : _____
2. **ESTUDOU NA BCE?** : _____
3. **FALTOU AULA?** (sabendo que 6 matérias (24 créditos) têm 12 aulas semanais): _____

• **Em média, quantas vezes no mês você:**

1. **FREQUENTOU ALGUM CENTRO ACADÊMICO (CA)?** : _____
2. **FREQUENTOU HAPPY HOUR'S NA UnB?** : _____
3. **FREQUENTOU O CENTRO COMUNITÁRIO OU FESTAS DA UnB (UniBeer...)?** : _____
4. **FREQUENTOU O BAR PÔR DO SOL (PDS)?** : _____

TRABALHOU DURANTE O SEMESTRE? : () Sim () Não () Estágio

FOI MONITOR? : () Sim () Não

EM MÉDIA, QUANTO TEMPO VOCÊ LEVOU PARA CHEGAR AO CAMPUS? : _____

EM MÉDIA, QUANTAS HORAS VOCÊ ESTUDOU EM UMA SEMANA COMUM (sem provas)? : _____

QUANTAS HORAS VOCÊ ESTUDOU NO DIA ANTERIOR A UMA PROVA IMPORTANTE? : _____

EM UMA ESCALA DE 0 A 10, QUAL ERA O SEU NÍVEL DE MOTIVAÇÃO NO SEMESTRE? : _____

EM UMA ESCALA DE 0 A 10, QUANTO VOCÊ BEBEU DURANTE O SEMESTRE? : _____

QUANTAS DISCIPLINAS VOCÊ CURSOU (incluindo as trancadas)? : _____ **Nº DE CRÉDITOS:** _____

MENÇÕES (se a disciplina não for de 4 créditos, especifique. Informe os Trancamentos):

DISCIPLINA 1: _____ **DISCIPLINA 2:** _____ **DISCIPLINA 3:** _____

DISCIPLINA 4: _____ **DISCIPLINA 5:** _____ **DISCIPLINA 6:** _____

DISCIPLINA 7: _____ **DISCIPLINA 8:** _____